# The Impact of EI Reform on Gappers

HRDC
November 2001

106-02347/

## Executive Summary

The difficulties confronting seasonal workers are becoming an increasingly important matter to Canadians. In fact, discussions at recent First Ministers meetings have prompted Premiers and Territorial Leaders to push for a federal "seasonal workers strategy". In September 1999, the Forum of Labour Market Ministers (FLMM) established a federal-provincial working group to examine the concerns of seasonal workers. The working group used findings from several previous studies to identify key aspects of seasonal work that must be examined and addressed in creating a federal strategy.

The FLMM also initiated the EI Enhanced Research Project to focus on these issues and how they effect seasonal workers in PEI. One of the central concerns that the group called attention to was the possibility that many seasonal workers were experiencing "gaps" where they were receiving neither EI entitlements nor employment income after having completed a claim. One of the main objectives of the EI Enhanced Research Project was to examine the prevalence and characteristics of individuals experiencing "gaps" (subsequently referred to as gappers) in PEI.[1]

This report provides further insight into the gapper issue by presenting a national perspective that supplements the discoveries of previous regional studies. It examines the prevalence of gaps, the demographics of the gapper population and the nature of the gapper issue on a national level. This national perspective is necessary to facilitate the development of a comprehensive national seasonal worker strategy.

## Data and Methodology

This study uses information from both the Canadian Out-of-Employment Panel (COEP) sruvey and the Status Vector. The Status Vector was used to construct accurate records of job holdings in order to identify those individuals who experienced periods of unemployment where they were not covered by EI after having established and completed a claim. COEP provides important information on the Socio-economic conditions and other personal and employment related information that was used to develop descriptive statistics.

## Main Findings

- Gappers represent approximately 5.6 per cent of all EI claimants.
- Over 21.8 per cent of all individuals that establish a claim in PEI are gappers.

---

[1] See House, Douglas, MacDonald, Wendy, Sinclair, Peter and Annie Spears "PEI Enhanced EI Research Fund", University of Prince Edward Island, March 2000, p.4.

- Atlantic Canada accounts for only 12.7 per cent of all EI recipients but 33.9 per cent of all gappers.
- The fraction of seasonal claimants that became gappers decreased from 37.4 per cent to 29.4 per cent after the implementation of EI reforms.
- The decline in the proportion of seasonal claimants that are gappers is correlated with an increase in entitlements for seasonal claimants from 29.4 to 30.6 weeks.
- Since EI reform, seasonal claimants working less than 35 hours each week decreased their probability of experiencing a gap by 1.0 per cent with every additional hour worked per week.

## Table of Contents

INTRODUCTION ..... 1

DATA AND METHODOLOGY ..... 1

DESCRIPTION OF GAPPERS ..... 3

IMPACT OF EI REFORM ..... 10

CONCLUSIONS ..... 17

TECHNICAL NOTES ..... 18

## Introduction

The difficulties confronting seasonal workers are becoming an increasingly important matter to Canadians.[2] In fact, discussions at recent First Ministers meetings have prompted Premiers and Territorial Leaders to push for a federal "seasonal workers strategy". In September 1999, the Forum of Labour Market Ministers (FLMM) established a federal-provincial working group to examine the concerns of seasonal workers. The working group used findings from previous studies to identify several key aspects of seasonal work that must be examined and addressed in creating a federal strategy.

The FLMM also initiated the EI Enhanced Research Project to focus on these issues and how they effect seasonal workers in PEI. One of the central concerns that the group called attention to was the possibility that many seasonal workers were experiencing "gaps" where they were receiving neither EI entitlements nor employment income after having completed a claim. One of the main objectives of the EI Enhanced Research Project was to examine the prevalence and characteristics of individuals experiencing "gaps" (subsequently referred to as gappers) in PEI.

This report provides further insight into the gapper issue by presenting a national perspective that supplements the discoveries of previous regional studies. It examines the prevalence of gaps, the demographics of the gapper population and the nature of the gapper issue on a national level. This national perspective is necessary to facilitate the development of a comprehensive national seasonal worker strategy.

This report will measure the impact of EI reforms on improving the welfare of gappers through a series of stages including: defining who gappers are, identifying the common characteristics of gappers, analysing the impact of EI reforms, and drawing conclusions.

## Data and Methodology

The COEP survey is the key data source used to evaluate the impact of EI reforms.[3] The COEP survey, administered on behalf of HRDC by Statistics Canada, collects information on the sampled individual that experienced a job separation as recorded on HRDC's Record of Employment (ROE) administrative database. The survey collects information on an individual's personal and household characteristics, reasons for job separation, detailed employment history, job search

[2] Seasonal Workers were identified using results from the COEP survey, which asks respondents to indicate if they are a seasonal employee. For further clarification on how seasonal workers are identified is provided in the monitoring report, " EI Reform and Seasonal Workers"

[3] Statistics Canada refers to this survey as the "Changes in Employment Survey" (CIE)

activities, training, receipt of EI/UI benefits, social assistance, as well as information on their household's financial situation including assets and liabilities.

Each survey participant was interviewed twice. The first interview (wave 1) occurred within one year after job separation and the second interview (wave 2) was conducted about nine months after the first interview. In total, approximately 40,000 Canadians who had a change or an interruption in their employment activity were surveyed from July 1996 until September 1998, covering 10 quarters. Each quarter is referred to as a "Cohort". For example, the COEP data for the period from October 1997 to December 1997 is referred to as Cohort 10. In studying the impact of the reform, cohorts are grouped into three periods as follows:

Pre-Reform (Cohort1 to Cohort 4). Participants for the first four interviews had a job separation in one of the four quarters (i.e., Q3 1995 to Q2 1996) prior to EI implementation.

During Reform (Cohort 5 & Cohort 6). Participants for the next two interviews had a job separation in one of the two quarters (i.e., Q3 1996 and Q4 1996) during implementation of the EI reform.

Post-Reform (Cohort 7 to Cohort 10). Participants for the last four interviews had a job separation in one of the four quarters (i.e., Q1 1997 to Q4 1997) after implementation of the EI reform.

This study also used information from the Status Vector to construct an account of the sampled individuals claim history. This was used to identify individuals that fit the definition of a gapper.

For the purposes of this study, the pre-EI reform period is compared to the post-EI reform period as a means of determining the changes associated with EI reform. No analysis was done on the period during the EI reform period, as the implementation of EI reform was not complete and the analysis of this period would be complex.

The report uses two approaches to examine the gapper issue. The first section will examine the basic characteristics of gappers over the period from July 1995 to December 1997 (cohorts 1 to 10) and the changes that occurred after EI reform.[4] The immediate impact of EI reform will be studied by comparing gappers that experienced a job separation from July 1995 to June 1996 (cohorts 1 to 4) with those who experienced a job separation from January 1997 to December 1997 (cohorts 7 to 10). The last portion of the report will consider the year over year changes that have occurred in the gapper population from fiscal year 1998-1999 to fiscal year 1999-2000.

[4] It will exclude data from July 1996 to December 1996 (cohorts 5 and 6) because EI reform was being implemented during this period.

## Description of Gappers

### *How are Gappers Defined?*

A gapper refers to an individual who has established a claim through seasonal employment and subsequently exhausts all their EI entitlements before finding new employment.[5] A gap is a period of weeks during which the claimant receives neither employment insurance nor employment income after completing a claim. In other words, a gapper is a seasonal worker who has completed a claim but used up all their EI entitlements before locating another job.

There are a few important elements that differentiate this definition of a gapper from alternative definitions. First of all, only those who establish a claim through seasonal employment are eligible to be defined as a gapper. Individuals that establish a claim through non-seasonal employment cannot qualify as a gapper even if they exhaust all of their EI benefits. In addition, individuals experiencing periods of unemployment while establishing a claim do not qualify as gappers.

### *Who are the Gappers?*

Table 1 examines the prevalence of exhaustion by province and type of employment. It provides the rate of exhaustion for both seasonal and non-seasonal claimants in each province as well as the national rates.

The table demonstrates that a significant number of claimants exhaust their entitlements before finding new employment, that seasonal workers are more likely to exhaust and that gappers are more prevalent in certain regions of Canada. The table shows that almost a quarter of all claimants exhaust their EI entitlements before finding new employment. There are also indications that exhaustion is more prevalent among seasonal workers. For instance, gappers represent approximately 5.6 per cent of all claimants (or 23.8 percent of all those who exhaust) even though seasonal workers account for only 16.8 per cent of all claimants.[6] Further, 33.4 per cent of all seasonal claimants exhaust their EI entitlements compared with only 21.5 per cent of all non-seasonal claimants. Lastly, it is clear that some provinces are more affected by the gapper issue. For example, PEI possesses not only the highest percentage of seasonal claimants at 45.1 per cent but also the highest rate

---

[5] This definition for gappers is based on similar definitions used by other reports on seasonal workers such as the PEI Enhanced EI Research Fund.

[6] This statistic is not immediately observable from the table but is derived easily by dividing the percentage of gappers by the percentage of total individuals that exhaust. i.e. 5.6/23.5= 238 or 23.8 per cent

of exhaustion among seasonal workers at 48.4 per cent compared to national rates of only 16.8 per cent and 33.4 per cent, respectively. This demonstrates that the gappers are a small but substantial group of individuals concentrated within certain regions of Canada.

**Table 1**

**Percentage of Individuals that Exhaust Entitlements**
(July 1995 – December 1997)[1]
(per cent)

| | Newfoundland | Prince Edward Island | Nova Scotia | New Brunswick | Quebec | Ontario | Manitoba | Saskatchewan | Alberta | British Columbia | Canada |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Total Observations | 1534 | 1125 | 1599 | 1510 | 2058 | 1701 | 1483 | 1244 | 1378 | 1962 | 15594 |
| % of Individuals that Exhaust | 35.6 | 35.7 | 28.4 | 34.4 | 24.6 | 20.1 | 21.1 | 21.4 | 22.4 | 21.1 | 23.5 |
| % that are Non-Seasonal and Exhaust | 19.2 | 13.8 | 16.7 | 18.9 | 19.3 | 16.9 | 15.3 | 14.3 | 18.8 | 17.6 | 17.9 |
| % that are Seasonal and Exhaust | 16.3 | 21.8 | 11.7 | 15.5 | 5.3 | 3.2 | 5.8 | 7.1 | 3.6 | 3.5 | 5.6 |
| % of Seasonal Workers | 34.8 | 45.1 | 28.9 | 34.3 | 17.1 | 11.8 | 16.2 | 23.9 | 11.3 | 13.1 | 16.8 |
| % that Exhaust (Gappers) | 46.9 | 48.4 | 40.4 | 45.1 | 31.0 | 27.2 | 35.5 | 29.6 | 31.5 | 27.0 | 33.4 |
| % that do not Exhaust | 53.1 | 51.6 | 59.6 | 54.9 | 69.0 | 72.8 | 64.5 | 70.4 | 68.5 | 73.0 | 66.6 |
| % of Non-Seasonal Workers | 65.2 | 54.9 | 71.1 | 65.7 | 82.9 | 88.2 | 83.8 | 76.1 | 88.7 | 86.9 | 83.2 |
| % that Exhaust | 29.5 | 25.2 | 23.5 | 28.8 | 23.3 | 19.2 | 18.3 | 18.8 | 21.2 | 20.2 | 21.5 |
| % that do not Exhaust | 70.5 | 74.8 | 76.5 | 71.2 | 76.7 | 80.8 | 81.7 | 81.2 | 78.8 | 79.8 | 78.5 |

- Only individuals that acquired another job at some point after establishing a claim were used in this report in order to distinguish between gappers and those who lapse into long-term unemployment.
- The sample population includes only individuals that have experienced a job separation rather than the entire Canadian population. These differences lead to apparent discrepancies between similar statistics in other sources.

† Refers to date of initial job loss and excludes individuals who experienced job separation from 96Q3 to 98Q4 during which EI reforms were being implemented.

***Composition of the Gapper Population***

Table 2 examines some of the key characteristics of gappers in Canada including factors such as gender, age, education, location and industry of employment. The first column provides basic demographics of all claimants. The second and third columns examine the composition of individuals that exhaust for seasonal and non-seasonal workers, respectively. The second column of Table 2 is particularly interesting because it describes the basic demographics of gappers.

The table reveals that gappers are more likely to be male, over 55 years old, possess less then a high school education and reside in Eastern Canada. First of all, over 57.9 per cent of all gappers are male even though only 50.2 per cent of all claimants are male. This is due to the fact that males account for the majority of seasonal claimants. Secondly, individuals without a high school education account for a disproportionate number of gappers. In fact, almost half (46.8 per cent) of all gappers do not have a high school education despite the fact that only 25.9 per cent of all claims involve individuals without a high school education.[7] Another interesting fact is that claimants over 55 are more likely to exhaust regardless of whether they are seasonal or non-seasonal claimants. Individuals over 55 represent only 9.3 per cent of all claimants but approximately 15 per cent of all gappers. Regional differences are striking as the Atlantic region accounts for only 12.7 per cent of all claims but has 33.9 per cent of all gappers. It is also interesting to note that 44.0 per cent of all gappers were involved in the Agriculture, Primary and Construction industries even though only 17.8 per cent of all claims occur in these industries. However, this is probably due to the fact that the Agriculture, Primary and Construction Industries account for a large number of seasonal jobs.[8]

[7] Although the likelihood of being a gapper appears to decrease significantly with the level of education, the likelihood of exhaustion is relatively unaffected as can be seen by comparing columns 1 and 3.

[8] In fact, these three industries account for 17.6 per cent of all claims and 41.9 per cent of all seasonal claims.

## Table 2

**Composition of Individuals that have Periods with Neither Employment Income nor EI Entitlements After Completing a Claim**
(July 1995 – December 1997)[1]
(per cent)-

| | All Claimants (Including Non-Exhaustees) | Exhaustees that have periods without Employment Income or EI Benefits | |
|---|---|---|---|
| | | Seasonal Claimants (Gappers) | Non-Seasonal Claimants |
| Gender | | | |
| Female | 49.9 | 42.1 | 52.7 |
| Male | 50.2 | 57.9 | 47.3 |
| Age | | | |
| Youth (15-24) | 11.3 | 9.6 | 10.2 |
| Prime (25-54) | 79.5 | 75.4 | 75.7 |
| Old (55+) | 9.3 | 15.0 | 14.1 |
| Education | | | |
| Less then high school | 25.9 | 46.8 | 27.9 |
| High school | 27.4 | 29.3 | 28.5 |
| Post-Secondary | 44.9 | 23.2 | 41.6 |
| Other | 1.9 | 0.7 | 2.0 |
| Region | | | |
| Atlantic | 12.7 | 33.9 | 12.7 |
| Quebec | 31.3 | 29.5 | 33.7 |
| Ontario | 28.3 | 16.3 | 26.8 |
| Prairies | 13.9 | 11.6 | 13.3 |
| British Columbia | 13.9 | 8.7 | 13.6 |
| Industry | | | |
| Agriculture | 2.1 | 8.2 | 2.0 |
| Primary | 4.0 | 13.7 | 2.5 |
| Manufacturing | 18.2 | 12.7 | 16.4 |
| Construction | 11.7 | 22.1 | 11.0 |
| Transportation & Storage | 4.8 | 4.7 | 3.0 |
| Communications | 1.3 | 0.1 | 1.9 |
| Other Utilities | 0.5 | 0.6 | 0.5 |
| Trade | 14.0 | 7.8 | 18.2 |
| Finance | 3.4 | 1.0 | 4.5 |
| Education | 19.6 | 7.5 | 15.7 |
| Business Services | 13.1 | 13.2 | 15.2 |
| Public Services | 2.8 | 3.6 | 3.5 |
| Public Administration | 4.5 | 4.0 | 5.4 |
| Other | 0.2 | 0.8 | 0.4 |
| N | 15594 | 1358 | 2718 |

*Notes*

*1. Refers to date of initial job loss and excludes individuals who experienced job separation from 96Q3 to 96Q4 during which EI reforms were being implemented*

*Data Source: COEP Survey & EI data file*

**Factors that influence the Likelihood Experiencing a Gap**

Table 3 considers the rates of exhaustion for three different groups of individuals. These categories include all claimants; seasonal-claimants; and non-seasonal claimants. These three categories are further divided by demographic sub-categories such as age, gender and industry. This enables us to examine how different demographic factors influence the likelihood of experiencing a gap.

It differs from Table 2 because it does not measure the fraction of gappers that are represented by a certain category (such as gender, age or education level) but considers the likelihood that an individual in a specific category will exhaust. For example, Table 2 clearly indicates that only 42.1 per cent of all gappers are female while males represent 57.9 percent. This points out that gappers are more likely to be male. On the other hand, Table 3 shows that female seasonal claimants are more likely to exhaust because the rate of exhaustion is 15.9 percentage points higher than that of their male counterparts. This means that a female seasonal claimant is more likely to exhaust than a male seasonal claimant. The two apparently contradictory findings that the majority of gappers are male while female seasonal claimants are more likely to exhaust can be explained by the composition of the seasonal claimant population. Since only 33 per cent of all seasonal claimants are female, they compose a much smaller portion of the gapper population even though they exhaust at a higher rate. It is important to keep this distinction in mind when comparing the two tables.

Table 3 indicates several factors that significantly increase the probability that a seasonal claimant will experience a gap.[9] For example, 43.5 per cent of all female seasonal claimants exhaust their EI entitlements compared to only 28.6 per cent of all male seasonal claimants. Similarly, 43.7 per cent of all seasonal claimants that are 55 or older exhaust their EI benefits before finding new employment. Further, the exhaustion rate of seasonal claimants within the Atlantic region is also significantly above the national average at 44.6 per cent. Finally, the rates of exhaustion for seasonal claimants in both Financial and Utility industries were substantially high compared to other industries. However, It should be noted that very few seasonal workers are actually involved in these industries. [10]

[9] Although it appears that non-seasonal claimants in the Communications Industry are significantly more likely to exhaust then seasonal claimants this is probably due to infrequency of seasonal work in the industry.

[10] In fact, a total of only 1.5 per cent of all seasonal claimants were engaged in these two industries.

## Table 3

**Claimants with Neither Employment Income nor EI Entitlements After Completing a Claim**
(July 1995 – December 1997)[1]
(per cent)

| | All Claimants | Seasonal Claimants (Gappers) | Non-Seasonal Claimants |
|---|---|---|---|
| Total | 23.5 | 33.4 | 21.5 |
| Gender | | | |
| Female | 23.7 | 43.5 | 21.2 |
| Male | 23.4 | 28.6 | 21.9 |
| Age | | | |
| Youth (15-24) | 21.0 | 25.8 | 19.9 |
| Prime (25-54) | 22.4 | 33.1 | 20.3 |
| Old (55+) | 36.3 | 43.7 | 34.3 |
| Education | | | |
| Less then high school | 29.5 | 37.0 | 26.7 |
| High school | 24.7 | 32.7 | 22.9 |
| Post-Secondary | 19.5 | 30.0 | 18.4 |
| Other | 20.6 | 13.2 | 21.9 |
| Region | | | |
| Atlantic | 32.9 | 44.6 | 27.0 |
| Quebec | 24.6 | 31.0 | 23.3 |
| Ontario | 20.1 | 27.2 | 19.2 |
| Prairies | 21.9 | 32.0 | 20.2 |
| British Columbia | 21.1 | 27.0 | 20.2 |
| Industry | | | |
| Agriculture | 39.1 | 37.3 | 41.7 |
| Primary | 30.7 | 36.2 | 24.3 |
| Manufacturing | 20.0 | 31.6 | 18.4 |
| Construction | 27.5 | 33.0 | 24.9 |
| Transportation & Storage | 16.5 | 26.6 | 13.9 |
| Communications | 26.8 | 10.5 | 27.5 |
| Other Utilities | 23.9 | 56.2 | 19.9 |
| Trade | 26.5 | 38.0 | 25.4 |
| Finance | 25.5 | 54.7 | 24.6 |
| Education | 16.5 | 23.8 | 15.8 |
| Business Services | 26.5 | 35.3 | 24.8 |
| Public Services | 29.7 | 42.0 | 27.2 |
| Public Administration | 26.3 | 31.7 | 25.3 |
| Other | 51.6 | 55.2 | 49.7 |
| N | 15594 | 3645 | 11949 |

*Notes:*

1. Refers to date of initial job loss and excludes individuals who experienced job separation from 96Q3 to 96Q4 during which EI reforms were being implemented.

*Data Source: COEP Survey & EI data file.*

## Impact of EI reform

There are two periods used to analyze the impact of EI reforms on gappers in this report. The first technique attempts to capture some of the immediate affects by comparing the four quarters before the EI reform (from July 1995 to June 1996) with the four quarters after it (January 1997 to December 1997). Then the report investigates year over year changes that have occurred since EI reform. Specifically, it focuses on changes that have occurred in the gapper population between fiscal year 1998-1999 and 1999-2000.

### What Affects the Likelihood of becoming a Gapper?

Table 4 examines factors that influence the probability that a seasonal claimant will experience a gap using a probit model. This section concentrates on how various demographic and non-demographic factors impact the likelihood of experiencing a gap while the following section analyzes the impact of EI reform.
The probit model estimates the likelihood that a seasonal claimant will have a gap of unemployment and non-coverage after completing a claim based on various factors. There are a couple of reasons for choosing the probit model over other models. First of all, the probit model is useful when the dependent variable is binary or limited to two outcomes. In this case, estimating whether or not a particular individual is a gapper is restricted to the two outcomes "yes" or "no". The probit model is also chosen because it is provides an efficient estimation of the percentage impact of a change in one of the independent variables on the likelihood of experiencing a gap.

The second column of Table 4 displays the estimated percentage change in the likelihood of having a gap due to a unit change in a particular independent variable. It is actually the change in the slope of the probability function at a specified point or the percentage change in the probability of becoming a gapper due to a very small change in the particular independent variable. It approximates the change in the likelihood of experiencing a gap due to a unit change in an independent variable.

The first section of Table 4 examines non-demographic factors that affect the likelihood a seasonal claimant will experience a gap such as the number of weeks worked in the ROE job and the average number of hours worked each week in the ROE job. It shows that the greater the number of weeks an individual was employed in their ROE job the less likely they were to exhaust their EI benefits before finding new employment. The coefficient indicates that the probability of becoming a gapper decreased by 0.4 per cent for each additional week of employment in the ROE job. The table also reveals that individuals that worked less than 35 hours were less likely to experience gaps than those who worked 35 hours or more. In fact, it appears working fewer hours actually reduced the chances of experience a gap. For instance, an individual working an average of only 34 hours per week was 1.3 per cent less likely to have a gap than someone who worked 35 hours per week.

On the other hand, the probability of having a gap was unaffected by how much an individual worked above 35 hours.

Demographic factors also proved influential in determining the likelihood of a gap. For instance, individuals working in either certain regions were more likely to experience gaps. In particular, seasonal claimants in PEI were 14.1 per cent more likely to experience gaps than seasonal claimants in Ontario. The table also shows that female seasonal claimants were 4.8 per cent more likely to exhaust than male seasonal claimants. Seasonal workers that listed "other" as their educational background also appeared to be less likely to experience gaps but very few individuals fit this description.[11] Similarly, seasonal workers in the Financial industry were significantly more likely to experience a gap than individuals in other industries but represent only a small percentage of total seasonal workers.

***Initial Impacts of EI Reform***

Table 4 uses an interaction model to identify the impact of EI reform on gappers. The interaction model enables us to isolate the effects of various elements of EI reform and examine how each influenced the probability of experiencing a gap. Unfortunately, the overall effect of EI reforms is often not easily captured. A simple comparison of gappers that had an ROE job separation before EI reform with those that had one afterwards ignores the inter-relationships that occur between assorted policy changes to the EI system. The interaction model examines the impact of EI reform by isolating and examining the effect of specific changes to the EI system rather than attempting to capture all the effects with a single dummy variable.[12]

The following probit model examines the impact of changing from a week-based system to an hour-based system. It does this by comparing the number of hours actually worked against a benchmark of 35 hours per week.[13] The standard of 35 hours per week is selected because an individual working 35 hours each week would be entitled to the same number of weeks of benefits under both UI and EI. The sample is grouped into two categories in order to analyze the different effects of EI reform: those who work more than 35 hours per week and those who work less than 35 hours. For those who work more than 35 hours per week, we are interested in whether the additional hours worked reduce the probability of having a gap after EI reform. Conversely, for those who work less than 35 hours a week, we want to know if diminished hours increase the probability of experiencing a gap.

The table shows that an increase in the likelihood of a gap was highly correlated with the change to an hour-based system for individuals that worked less than 35

[11] In fact, only 2.1 per cent of all claimants and 1.3 per cent of all seasonal claimants indicated "other" as their level of education.

[12] In particular, it should be noted that the dummy variable "Reform" in Table 4 does not capture the effects of EI reform.

[13] The monitoring report, "EI Reform and Seasonal Workers" shows that no significant change occurs in the number of hours worked due to EI reform. Therefore, it is possible to take the number of hours worked as an exogenous variable.

hours a week. In fact, individuals working less than 35 hours a week reduced their odds of experiencing a gap by 1.0 per cent for every additional hour they worked.[14] On the other hand, individuals working more than 35 hours each week did not realize a significant reduction in the likelihood of a gap as they increased the number of hours they worked each week. Other factors such as the number of weeks spent in the ROE job did not notably diminish the chance of becoming a gapper with the introduction of EI reforms.

[14] The interpretation of this variable is particularly difficult for individuals that worked less than 35 hours per week. The probit model uses the absolute value of the difference between 35 hours and the number of hours worked rather than the number of hours worked. Thus, when the number of hours worked declines below 35 the actual measurement used in the probit regression is the difference between the number of hours worked and 35. That is, the difference increases as the number of hours worked diminishes. Therefore, an increase in the difference is correlated with an increase in the probability of having a gap. Alternatively, the probability of experiencing a gap increases as the number of hours worked decreases.

## Table 4

**Probit Analysis of the Likelihood of a Gap Among Seasonal Claimants**

( July 1995 – December 1997)[1]

| | Coef | % Impact | P-value |
|---|---|---|---|
| Reform[2] | -0.08 | -1.3 | 0.78 |
| Entitlement Weeks | -0.02 | -0.3 | 0.00 |
| Unemployment Rate | 0.00 | 0.0 | 0.92 |
| Duration of ROE job in Weeks | -0.02 | -0.4 | 0.00 |
| Impact of Reform[3] | 0.00 | 0.0 | 0.79 |
| Hours Worked above 35[4] | 0.00 | 0.1 | 0.41 |
| Impact of Reform[3] | -0.01 | -0.1 | 0.26 |
| Hours Worked below 35[4] | -0.08 | -1.3 | 0.00 |
| Impact of Reform[3] | 0.07 | 1.0 | 0.04 |
| Gender | | | |
| Male | -0.29 | -4.8 | 0.01 |
| Female (control) | ... | ... | ... |
| Age | | | |
| Youth (15-24) | 0.28 | 5.1 | 0.24 |
| Prime (25-54) | 0.32 | 4.4 | 0.12 |
| Old (55+) (control) | ... | ... | ... |
| Education | | | |
| Less then high school (control) | ... | ... | ... |
| High school | -0.12 | -1.8 | 0.25 |
| Post-Secondary | -0.04 | -0.6 | 0.78 |
| Other | -0.51 | 5.6 | 0.09 |
| Province | | | |
| Newfoundland | 0.35 | 6.5 | 0.17 |
| Prince Edward Island | 0.63 | 14.1 | 0.00 |
| Nova Scotia | 0.21 | 3.7 | 0.31 |
| New Brunswick | 0.50 | 10.1 | 0.01 |
| Quebec | 0.24 | 4.0 | 0.26 |
| Ontario (control) | ... | ... | ... |
| Manitoba | 0.33 | 6.2 | 0.12 |
| Saskatchewan | 0.31 | 5.8 | 0.14 |
| Alberta | 0.19 | 3.4 | 0.36 |
| British Columbia | 0.22 | 3.9 | 0.32 |
| Industry | | | |
| Agriculture | 0.04 | 0.7 | 0.90 |
| Primary | 0.17 | 2.9 | 0.54 |
| Manufacturing | -0.01 | -0.2 | 0.96 |
| Construction | 0.20 | 3.4 | 0.48 |
| Transportation & Storage | 0.22 | 3.8 | 0.52 |
| Communications | ... | ... | ... |
| Other Utilities | -0.32 | -4.0 | 0.58 |
| Trade | 0.01 | 0.2 | 0.97 |
| Finance | 1.34 | 39.9 | 0.03 |
| Education | -0.38 | -4.8 | 0.22 |
| Business Services | 0.04 | 0.6 | 0.90 |
| Public Services | 0.09 | 1.5 | 0.85 |
| Public Administration (control) | ... | ... | ... |
| Other | -0.70 | -6.6 | 0.09 |
| Constant | 0.09 | ... | 0.82 |
| N | | | 3460 |

*Notes:*

1. *Refers to date of initial job loss and excludes individuals who experienced job separation from 96Q3 to 96Q3 to 96Q4 during which EI reforms were being implemented.*
2. *The variable "Reform" does not capture the overall effect of EI reforms due to interactions with other variables.*
3. *"Impact of EI Reform" refers to the percent change in the likelihood of a gap after EI reforms due to an increase in hours or weeks.*
4. *Hours worked above and below 35 refers to the absolute value of the difference between the actual number of hours worked and 35.*

*Data Source: COEP Survey & EI data file.*

Table 5 examines how the basic demographics of gappers change after the implementation of EI reform. It shows that the characteristics of the gapper population do not appear to change substantially. However, the introduction of EI reforms did correspond with a reduction in the proportion of seasonal claimants that experienced a gap from 37.4 to 29.4 per cent. It appears that the change to an hour-based system is also correlated with an increase in average entitlement weeks. In fact, the average entitlement period for seasonal workers increased from 29.4 to 30.6 weeks. There is also a notable decline in the percentage of individuals under 25 that are gappers from 11.9 to 6.6 per cent as well as a reduction in the proportion of gappers from Alberta from 6.5 to 3.6 per cent.

## Table 5
### The Gapper Population

(per cent)

| | Pre-EI Reform (95Q3 - 96Q2)[1] | Post-EI Reform (97Q1—97Q4)[1] | T-Stat |
|---|---|---|---|
| % of seasonal claimants that are gappers[2] | 37.4 | 29.4 | -2.88 |
| Number of weeks of entitlement for seasonal claimants | 29.4 | 30.6 | 2.18 |
| Number of weeks of entitlement for gappers | 26.5 | 29.0 | 4.46 |
| Gender | | | |
| Male | 59.0 | 56.5 | -0.5 |
| Female | 41.0 | 43.5 | 0.5 |
| Age | | | |
| Youth (15-24) | 11.9 | 6.6 | -2.0 |
| Prime (25-54) | 73.8 | 77.5 | 0.8 |
| Old (55+) | 14.4 | 15.9 | 0.4 |
| Education | | | |
| Less then High School | 45.1 | 48.9 | 0.8 |
| High School | 29.9 | 28.5 | -0.3 |
| Post-Secondary | 24.6 | 21.4 | -0.7 |
| Other Education | 0.4 | 1.1 | 1.0 |
| Province | | | |
| Newfoundland | 7.9 | 10.2 | 1.5 |
| Prince Edward Island | 3.7 | 4.1 | 0.7 |
| Nova Scotia | 8.3 | 8.5 | 0.2 |
| New Brunswick | 12.9 | 12.5 | -0.2 |
| Quebec | 29.0 | 30.1 | 0.2 |
| Ontario | 15.7 | 17.0 | 0.3 |
| Manitoba | 3.6 | 2.9 | -0.8 |
| Saskatchewan | 3.4 | 2.7 | -1.0 |
| Alberta | 6.5 | 3.6 | -2.0 |
| British Columbia | 9.1 | 8.2 | -0.4 |
| Industry | | | |
| Agriculture | 8.9 | 7.2 | -0.7 |
| Primary | 13.0 | 14.4 | 0.5 |
| Manufacturing | 11.1 | 14.4 | 1.2 |
| Construction | 21.5 | 22.3 | 0.2 |
| Transportation | 4.6 | 4.7 | 0.0 |
| Communications | 0.0 | 0.2 | 1.0 |
| Other Utilities | 0.7 | 0.4 | -0.6 |
| Trade | 8.1 | 7.2 | -0.3 |
| Finance | 1.6 | 0.2 | -1.3 |
| Education | 7.4 | 7.4 | 0.0 |
| Business | 12.6 | 13.6 | 0.3 |
| Public Services | 3.4 | 3.7 | 0.1 |
| Public Administration | 3.7 | 4.2 | 0.2 |
| Other Industry | 1.4 | 0.0 | -1.6 |
| N | 719 | 639 | 1358 |

*Notes:*

1. Refers to date of initial job loss
2. *Percentages in row 1 are based on 4056 observations*

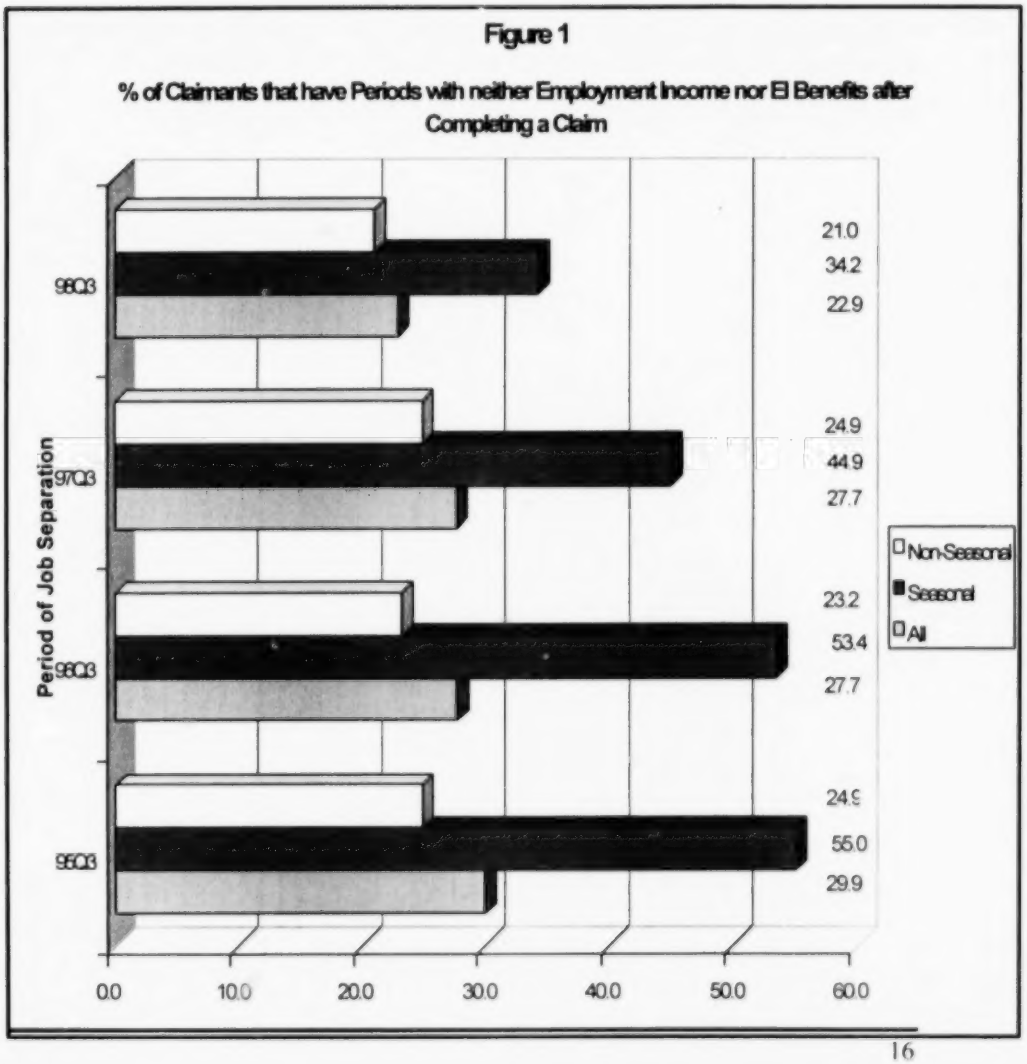
*Data Source: COEP Survey & EI data file.*

***Year over Year Changes in the Gapper Population***

This section examines the year over year changes that have occurred since EI reform. The most recent data available to examine year over year changes relates to individuals who experienced a job separation in the third quarter of 1999. In order to control for seasonal factors, this new data was compared with prior data collected on third quarter job separations. Figure 1 shows that the percentage of seasonal claimants experiencing gaps has continued to decline since the implementation of EI reforms. In particular, new data collected for fiscal year 99/00 shows that the trend appears to be continuing.

**Figure 1**

**% of Claimants that have Periods with neither Employment Income nor EI Benefits after Completing a Claim**



## Conclusions

Gappers represent a small but important part of the Canadian labour force. The issue is of particular relevance in the Atlantic region where many individuals in the labour force depend on seasonal employment to support themselves. Since the implementation of EI reforms in 1996, the percentage of individuals that experience gaps has declined from 37.4 to 29.4 per cent of all seasonal claimants. This is partly due to the change to an hour-based system that is fairer to those who work more hours by providing greater entitlements.

Possible future analysis includes the impact of EI reforms on the average length of gaps and the impact of working while on claim on gap length.

## Technical Notes

All tables include data from July 1995 to June 1996 (cohorts 1 to 4) and January 1997 to December 1997 (cohorts 7 to 10). Data from July 1996 to December 1996 (cohorts 5 and 6) were excluded because reforms were phased in during this period. Data for January 1998 to June 1998 (cohorts 11 and 12) were unavailable.

# L'incidence de la réforme de l'a.-e. sur les personnes vivant une période creuse

DRHC
Novembre 2001

## Sommaire

Les difficultés auxquelles font face les travailleurs saisonniers constituent une question de plus en plus importante pour les Canadiens. En effet, les discussions lors des récentes réunions des premiers ministres ont incité ces derniers ainsi que les chefs des Territoires à exercer des pressions pour que soit adoptée une stratégie fédérale touchant les travailleurs saisonniers. En septembre 1999, le Forum des ministres du marché du travail (FMMT) a établi un groupe de travail fédéral-provincial en vue d'examiner les préoccupations des travailleurs saisonniers. Le groupe de travail s'est appuyé sur les constatations de plusieurs études antérieures afin de déterminer les principaux aspects du travail saisonnier à examiner et à aborder de façon à élaborer une stratégie fédérale.

Le FMMT a également amorcé le Projet d'amélioration de la recherche sur l'assurance-emploi afin de focaliser ces questions et leur incidence sur les travailleurs saisonniers à l'Île-du-Prince-Édouard. Une des principales préoccupations mises en lumière par le groupe tenait au fait que de nombreux travailleurs saisonniers peuvent connaître des périodes d'inactivité au cours desquelles ils ne touchent ni prestation d'a.-e. ni revenu d'emploi, une fois que leur période de prestations est terminée. L'un des principaux objectifs du Projet d'amélioration de la recherche sur l'assurance-emploi était d'examiner la fréquence de ces périodes d'inactivité ainsi que les caractéristiques des particuliers qui en font l'expérience (désignés ci-après comme les personnes vivant une période creuse) à l'Île-du-Prince-Édouard.[1]

Le présent rapport précise la question touchant les personnes vivant une période creuse dans une perspective nationale, de façon à compléter les découvertes qui découlent d'études régionales antérieures. Le rapport examine également la fréquence des périodes d'inactivité, les facteurs démographiques de la population vivant une période creuse et la nature de cette question à l'échelle nationale. La perspective nationale est nécessaire afin d'appuyer l'élaboration d'une stratégie nationale globale touchant les travailleurs saisonniers.

## Données et méthode

La présente étude emploie les renseignements à la fois de l'Enquête par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC) et du profil vectoriel, qui a servi à établir un fonds exact de relevés d'emploi afin de désigner les personnes qui ont connu des périodes de chômage pendant lesquelles elles n'ont pas été admissibles à l'a.-e., après avoir rempli et présenté une demande de prestations. L'EPCC comprend des renseignements importants sur la situation socio-

[1] Voir House, Douglas, MacDonald, Wendy, Sinclair, Peter et Annie Spears, « PEI Enhanced EI Research Fund », Université de l'Île-du-Prince-Édouard, mars 2000, p. 4.

économique ainsi que d'autres renseignements personnels et liés à l'emploi, qui ont été utilisés pour élaborer des statistiques descriptives.

## Principales constatations

- Les personnes vivant une période creuse représentent environ 5,6 % de tous les prestataires d'a.-e.
- Plus de 21,8 % de toutes les personnes qui ont présenté une demande de prestations à l'Île-du-Prince-Édouard vivent une période creuse.
- Le Canada atlantique représente seulement 12,7 % de tous les prestataires d'a.-e., mais 33,9 % de toutes les personnes vivant une période creuse.
- La fraction des prestataires saisonniers qui ont vécu une période creuse a diminué, passant de 37,4 % à 29,4 % depuis la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.
- La diminution de la proportion des prestataires saisonniers qui ont vécu une période creuse est corrélée avec l'augmentation de la période de prestations des prestataires saisonniers, qui est passée de 29,4 à 30,6 semaines.
- Depuis la réforme de l'a.-e., les prestataires saisonniers qui travaillent moins de 35 heures par semaine sont moins susceptibles de vivre une période creuse (1,0 %) pour chaque heure supplémentaire de travail hebdomadaire.

## Table des matières

INTRODUCTION.....1

DONNÉES ET MÉTHODE.....2

DESCRIPTION DE PERSONNE VIVANT UNE PÉRIODE CREUSE.....3

INCIDENCE DE LA RÉFORME DE L'A.-E.....9

CONCLUSION.....17

NOTES TECHNIQUES.....18

## Introduction

Les difficultés auxquelles font face les travailleurs saisonniers constituent une question de plus en plus importante pour les Canadiens.[2] En effet, les discussions lors des récentes réunions des premiers ministres ont incité ces derniers ainsi que les chefs des Territoires à exercer des pressions pour que soit adoptée une stratégie fédérale touchant les travailleurs saisonniers. En septembre 1999, le Forum des ministres du marché du travail (FMMT) a établi un groupe de travail fédéral-provincial en vue d'examiner les préoccupations des travailleurs saisonniers. Le groupe de travail s'est appuyé sur les constatations de plusieurs études antérieures afin de déterminer les principaux aspects du travail saisonnier à examiner et à aborder de façon à élaborer une stratégie fédérale.

Le FMMT a également amorcé le Projet d'amélioration de la recherche sur l'assurance-emploi afin de focaliser ces questions et leur incidence sur les travailleurs saisonniers à l'Île-du-Prince-Édouard. Une des principales préoccupations mises en lumière par le groupe tenait au fait que de nombreux travailleurs saisonniers peuvent connaître des périodes d'inactivité au cours desquelles ils ne touchent ni prestation d'a.-e. ni revenu d'emploi, une fois que leur période de prestations est terminée. L'un des principaux objectifs du Projet d'amélioration de la recherche sur l'assurance-emploi était d'examiner la fréquence de ces périodes d'inactivité ainsi que les caractéristiques des particuliers qui en font l'expérience (désignés ci-après comme les personnes vivant une période creuse) à l'Île-du-Prince-Édouard.

Le présent rapport précise la question touchant les personnes vivant une période creuse dans une perspective nationale, de façon à compléter les découvertes qui découlent d'études régionales antérieures. Le rapport examine également la fréquence des périodes d'inactivité, les facteurs démographiques de la population vivant une période creuse et la nature de cette question à l'échelle nationale. La perspective nationale est nécessaire afin d'appuyer l'élaboration d'une stratégie nationale globale touchant les travailleurs saisonniers.

Le présent rapport mesurera l'incidence de la réforme de l'a.-e. sur l'amélioration de la situation des personnes vivant une période creuse, en tenant compte des différents aspects suivants : la définition de personne vivant une période creuse, la détermination de caractéristiques communes à ces personnes, l'analyse de l'incidence de la réforme de l'a.-e., et les conclusions à en tirer.

---

[2] Les travailleurs saisonniers ont été identifiés en s'appuyant sur les résultats de l'EPCC, dans le cadre de laquelle les répondants devaient indiquer s'ils étaient des travailleurs saisonniers. Pour obtenir des précisions sur la façon dont les travailleurs saisonniers ont été identifiés, se reporter au rapport de contrôle, « La réforme de l'a.-e. et les travailleurs saisonniers ».

## Données et méthode

L'EPCC est la principale source de données utilisée pour évaluer l'incidence de la réforme de l'a.-e.[3] L'EPCC, administrée pour le compte de DRHC par Statistique Canada, recueille des renseignements sur un échantillon de particuliers qui ont connu une cessation d'emploi, telle qu'indiquée dans la base de données administratives des relevés d'emploi (RE) de DRHC. L'Enquête recueille des renseignements sur les caractéristiques des particuliers et des ménages, les raisons de la cessation d'emploi, l'historique d'emploi détaillé, les activités de recherche d'emploi, la formation, le versement de prestations d'a.-c./a.-e., l'aide sociale, ainsi que des renseignements sur la situation financière du ménage, y compris l'avoir et les créances.

Chaque participant à l'Enquête a été interviewé deux fois. La première entrevue (série 1) a eu lieu dans l'année qui a suivi la cessation d'emploi, et la seconde (série 2) a été réalisée dans les neuf mois après la première entrevue. En tout, environ 40 000 Canadiens qui avaient connu un changement ou une cessation de leurs activités professionnelles ont été sondés de juillet 1996 à septembre 1998, ce qui représente une période de dix trimestres. Chaque trimestre est désigné comme une « cohorte ». À titre d'exemple, les données de l'EPCC pour la période d'octobre 1977 à décembre 1997 sont désignées comme la cohorte 10. Dans le cadre de l'étude de l'incidence de la réforme, les cohortes sont regroupées en trois périodes comme suit :

Période antérieure à la réforme (cohortes 1 à 4). Les participants aux quatre premières entrevues ont connu une cessation d'emploi dans l'un des quatre trimestres (c.-à-d. T3 1995 à T2 1996) avant la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.

Durant la réforme (cohortes 5 et 6). Les participants aux deux entrevues suivantes ont connu une cessation d'emploi dans l'un des deux trimestres (c.-à-d. T3 1996 et T4 1996) de la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.

Période postérieure à la réforme (cohortes 7 à 10). Les participants aux quatre dernières entrevues ont connu une cessation d'emploi dans l'un des quatre trimestres (c.-à-d. T1 1997 à T4 1997) après la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.

La présente étude repose également sur les renseignements du profil vectoriel afin de rendre compte de l'historique des demandes de prestations des personnes dans l'échantillon. Cela a permis d'identifier les personnes qui entrent dans la définition de personne vivant une période creuse.

Pour les fins de la présente étude, la période antérieure à la réforme de l'a.-e. est comparée à la période postérieure à la réforme de l'a.-e. afin de déterminer les changements associés à cette réforme. Nous n'avons pas effectué d'analyse

[3] Statistique Canada désigne cette enquête comme l'« Enquête sur les changements à l'égard de l'emploi » (ECE).

de la période durant la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e., car celle-ci était incomplète et l'analyse en serait complexe.

Le présent rapport emploie deux démarches afin d'examiner la question touchant les personnes vivant une période creuse. Dans la première partie, nous examinons les caractéristiques de base des personnes vivant une période creuse au cours de la période de juillet 1995 à décembre 1997 (cohortes 1 à 10) ainsi que les changements qui se sont produits après la réforme de l'a.-e.[4] L'incidence immédiate de la réforme de l'a.-e. est analysée en comparant les personnes vivant une période creuse qui ont connu une cessation d'emploi de juillet 1995 à juin 996 (cohortes 1 à 4) avec celles qui ont connu une cessation d'emploi de janvier 1997 à décembre 1997 (cohortes 7 à 10). La dernière partie du rapport portera sur les changements d'une année à l'autre qu'a connus la population vivant une période creuse de l'exercice 1998-1999 à l'exercice 1999-2000.

## Description de personne vivant une période creuse

### *Comment les personnes vivant une période creuse sont-elles définies?*

Par personne vivant une période creuse, on entend toute personne qui a présenté une demande de prestations après un emploi saisonnier et qui par la suite épuise toutes ses prestations d'a.-e. avant de trouver un nouvel emploi.[5] Une période d'inactivité est une période de semaines au cours de laquelle le demandeur ne touche ni prestation d'a.-e. ni revenu d'emploi, une fois la période de prestations terminée. Autrement dit, une personne vivant une période creuse est un travailleur saisonnier qui a terminé une période de prestations et épuisé toute ses prestations avant d'avoir obtenu un nouvel emploi.

Il y a quelques éléments importants qui permettent de distinguer la définition de personne vivant une période creuse d'autres définitions possibles. Tout d'abord, seules les personnes qui présentent une demande de prestations à la suite d'un emploi saisonnier peuvent être définies comme des personnes vivant une période creuse. Les personnes qui présentent une demande de prestations à la suite d'un travail non saisonnier ne peuvent être désignées comme des personnes vivant une période creuse même si elles épuisent leurs prestations d'a.-e. De plus, les personnes qui connaissent des périodes de chômage lorsqu'elles présentent une demande de prestations ne peuvent être désignées comme des personnes vivant une période creuse.

### *Qui sont les personnes vivant une période creuse?*

Le tableau 1 indique l'incidence de l'épuisement des prestations selon la province et le genre d'emploi. Il donne également le taux d'épuisement à la fois

[4] Les données de juillet 1996 à décembre 1996 (cohortes 5 et 6) sont exclues car la réforme de l'a.-e. était mise en œuvre durant cette période.

[5] La définition de personne vivant une période creuse est fondée sur des définitions semblables utilisées dans d'autres rapports sur les travailleurs saisonniers, tels que « PEI Enhanced EI Research Fund ».

des prestataires saisonniers et non saisonniers dans chaque province ainsi que le taux national.

Selon le tableau, un nombre important de prestataires épuisent leurs prestations avant de trouver un nouvel emploi, et les travailleurs saisonniers sont plus susceptibles d'épuiser leurs prestations. En outre, les personnes vivant une période creuse sont plus nombreuses dans certaines régions du Canada. Le tableau montre que près du quart des prestataires épuisent leurs prestations d'a.-e. avant de trouver un nouvel emploi. Il est également indiqué que l'épuisement est plus fréquent chez les travailleurs saisonniers. À titre d'exemple, les personnes vivant une période creuse représentent environ 5,6 % de tous les prestataires (ou 23,8 % des prestataires qui épuisent leurs prestations) même si les travailleurs saisonniers représentent seulement 16,8 % de tous les prestataires[6]. En outre, 33,4 % de tous les prestataires saisonniers épuisent leurs prestations d'a.-e., comparativement à 21,5 % seulement de tous les prestataires non saisonniers. Enfin, il est montré que certaines provinces sont plus touchées par la question des personnes vivant une période creuse. À titre d'exemple, non seulement le nombre de prestataires saisonniers est-il plus élevé à l'Î.-P.-É. (45,1 %), mais la province affiche également le taux d'épuisement le plus élevé chez les travailleurs saisonniers (48,4 %), comparativement aux taux nationaux respectifs de 16,8 % et 33,4 % seulement. Cela dénote que les personnes vivant une période creuse représentent un petit groupe substantiel de personnes qui se concentrent dans certaines régions du Canada.

[6] Cette statistique n'est pas immédiatement observable dans le tableau, mais elle est facilement obtenue en divisant le pourcentage des personnes vivant une période creuse par le pourcentage du nombre total de prestataires ayant épuisé leurs prestations, c.-à-d. 5,6/23,5 = 0,238 ou 23,8 %.

## Tableau 1

**Pourcentage des prestataires qui épuisent leurs prestations**
(juillet 1995 - décembre 1997)[1]
(pourcentage)

| | Terre-Neuve | Île-du-Prince-Édouard | Nouvelle-Écosse | Nouveau-Brunswick | Québec | Ontario | Manitoba | Saskatchewan | Alberta | Colombie-Britannique | Canada |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Observations globales | 1 534 | 1 125 | 1 599 | 1 510 | 2 058 | 1 701 | 1 483 | 1 244 | 1 378 | 1 962 | 15 594 |
| % des prestataires qui épuisent leurs prestations | 35,6 | 35,7 | 28,4 | 34,4 | 24,6 | 20,1 | 21,1 | 21,4 | 22,4 | 21,1 | 23,5 |
| % des travailleurs non saisonniers qui épuisent leurs prestations | 19,2 | 13,8 | 16,7 | 18,9 | 19,3 | 16,9 | 15,3 | 14,3 | 18,8 | 17,6 | 17,9 |
| % des travailleurs saisonniers qui épuisent leurs prestations | 16,3 | 21,8 | 11,7 | 15,5 | 5,3 | 3,2 | 5,8 | 7,1 | 3,6 | 3,5 | 5,6 |
| % des travailleurs saisonniers | 34,8 | 45,1 | 28,9 | 34,3 | 17,1 | 11,8 | 16,2 | 23,9 | 11,3 | 13,1 | 16,8 |
| % qui épuisent leurs prestations (personnes vivant une période creuse) | 46,9 | 48,4 | 40,4 | 45,1 | 31,0 | 27,2 | 35,5 | 29,6 | 31,5 | 27,0 | 33,4 |
| % qui n'épuisent pas leurs prestations | 53,1 | 51,6 | 59,6 | 54,9 | 69,0 | 72,8 | 64,5 | 70,4 | 68,5 | 73,0 | 66,6 |
| % des travailleurs non saisonniers | 65,2 | 54,9 | 71,1 | 65,7 | 82,9 | 88,2 | 83,8 | 76,1 | 88,7 | 86,9 | 83,2 |
| % qui épuisent leurs prestations | 29,5 | 25,2 | 23,5 | 28,8 | 23,3 | 19,2 | 18,3 | 18,8 | 21,2 | 20,2 | 21,5 |
| % qui n'épuisent pas leurs prestations | 70,5 | 74,8 | 76,5 | 71,2 | 76,7 | 80,8 | 81,7 | 81,2 | 78,8 | 79,8 | 78,5 |

- Seules les personnes qui ont obtenu un autre emploi à un moment donné après avoir présenté une demande de prestations sont visées par le présent rapport, de façon à distinguer les personnes vivant une période creuse des chômeurs chroniques.
- L'échantillon de population comprend seulement les personnes qui ont connu une cessation d'emploi par rapport à la population canadienne globale. Cette différence donne lieu à des divergences par rapport aux statistiques semblables fournies dans d'autres sources.

1 Désigne la date de la perte d'emploi initiale et exclut les personnes qui ont connu une cessation d'emploi du T3 1996 au T4 1996, période de la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.

***Composition de la population des personnes vivant une période creuse***

Le tableau 2 examine certaines des principales caractéristiques des personnes vivant une période creuse au Canada, y compris les facteurs tels que le sexe, l'âge, l'éducation, l'emplacement et le secteur d'emploi. La première colonne comprend les facteurs démographiques de base de tous les prestataires. Les deuxième et troisième colonnes rendent compte de la composition des travailleurs saisonniers et non saisonniers qui épuisent leurs prestations, respectivement. La deuxième colonne du tableau 2 est particulièrement intéressante car elle présente les facteurs démographiques de base des personnes vivant une période creuse.

Selon le tableau, les personnes vivant une période creuse sont plus susceptibles d'être des hommes, âgés de plus de 55 ans, n'ayant pas terminé leurs études secondaires et qui habitent dans l'est du Canada. Tout d'abord, plus de 57,9 % de toutes les personnes vivant une période creuse sont des hommes, même si seulement 50,2 % de tous les prestataires sont des hommes. Cela est attribuable au fait que les hommes représentent la majorité des prestataires saisonniers. En deuxième lieu, les personnes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires représentent une proportion démesurée des personnes vivant une période creuse. En effet, près de la moitié (46,8 %) des personnes vivant une période creuse n'ont pas terminé leurs études secondaires malgré le fait que seulement 25,9 % de tous les demandeurs de prestations ont terminé leurs études secondaires[7]. Un autre fait intéressant à noter est que les prestataires de plus de 55 ans sont plus susceptibles d'épuiser leurs prestations, qu'ils soient des travailleurs saisonniers ou non. Les personnes de plus de 55 ans représentent seulement 9,3 % de tous les prestataires, mais environ 15 % des personnes vivant une période creuse. Les écarts régionaux sont frappants, car la région de l'Atlantique représente seulement 12,7 % de toutes les demandes de prestations mais compte 33,9 % des personnes vivant une période creuse. Il est également intéressant de souligner que 44 % des personnes vivant une période creuse travaillaient dans les secteurs de l'agriculture, primaire et de la construction, même si seulement 17,8 % de toutes les demandes sont présentées par des travailleurs dans ces secteurs. Cela est probablement attribuable au fait que les secteurs de l'agriculture, primaire et de la construction comptent un grand nombre d'emplois saisonniers[8].

[7] Bien que la possibilité de connaître une période creuse semble diminuer considérablement suivant le niveau d'éducation, la probabilité d'épuiser les prestations est relativement peu touchée, comme on peut le voir en comparant les colonnes 1 et 3.

[8] En effet, ces trois secteurs représentent 17,6 % de toutes les demandes de prestations et 41,9 % des demandes de prestations de travailleurs saisonniers.

## Tableau 2

**Répartition des personnes qui connaissent des périodes sans revenu d'emploi ni prestation d'a.-e. une fois terminée leur période de prestations**

(juillet 1995 - décembre 1997)[1]

(pourcentage)

| | Tous les prestataires (y compris les prestataires qui n'ont pas épuisé leurs prestations) | Prestataires ayant épuisé leurs prestations qui connaissent des périodes sans revenu d'emploi ni prestation d'a.-e. | |
|---|---|---|---|
| | | Prestataires saisonniers (personnes vivant une période creuse) | Prestataires non saisonniers |
| Sexe | | | |
| Femme | 49,9 | 42,1 | 52,7 |
| Homme | 50,2 | 57,9 | 47,3 |
| Âge | | | |
| Jeune (15-24) | 11,3 | 9,6 | 10,2 |
| Intermédiaire (25-54) | 79,5 | 75,4 | 75,7 |
| Âgé (55+) | 9,3 | 15,0 | 14,1 |
| Éducation | | | |
| Études secondaires non terminées | 25,9 | 46,8 | 27,9 |
| Études secondaires terminées | 27,4 | 29,3 | 28,5 |
| Études postsecondaires | 44,9 | 23,2 | 41,6 |
| Autres | 1,9 | 0,7 | 2,0 |
| Région | | | |
| Atlantique | 12,7 | 33,9 | 12,7 |
| Québec | 31,3 | 29,5 | 33,7 |
| Ontario | 28,3 | 16,3 | 26,8 |
| Prairies | 13,9 | 11,6 | 13,3 |
| Colombie-Britannique | 13,9 | 8,7 | 13,6 |
| Industrie | | | |
| Agriculture | 2,1 | 8,2 | 2,0 |
| Primaire | 4,0 | 13,7 | 2,5 |
| Fabrication | 18,2 | 12,7 | 16,4 |
| Construction | 11,7 | 22,1 | 11,0 |
| Transports et entreposage | 4,8 | 4,7 | 3,0 |
| Communications | 1,3 | 0,1 | 1,9 |
| Autres services publics | 0,5 | 0,6 | 0,5 |
| Commerce | 14,0 | 7,8 | 18,2 |
| Finances | 3,4 | 1,0 | 4,5 |
| Éducation | 19,6 | 7,5 | 15,7 |
| Services d'affaires | 13,1 | 13,2 | 15,2 |
| Services publics | 2,8 | 3,6 | 3,5 |
| Administration publique | 4,5 | 4,0 | 5,4 |
| Autres | 0,2 | 0,8 | 0,4 |
| N | 15 594 | 1 358 | 2 718 |

*Nota :*

1. *Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale et exclut les personnes ayant connu une cessation d'emploi du T3 1996 au T4 1996, c.-à-d. la période de la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.*

*Source des données : EPCC et fichier de données sur l'a.-e.*

**Facteurs qui influent sur la probabilité de connaître une période d'inactivité**

Le tableau 3 présente le taux d'épuisement des prestations de trois différents groupes de particuliers. Les catégories sont : tous les prestataires, les prestataires saisonniers et les prestataires non saisonniers. Ces trois catégories sont ensuite réparties suivant des facteurs démographiques, tels que l'âge, le sexe et le secteur. Cette répartition permet d'examiner l'incidence de différents facteurs démograpniques sur la probabilité d'une période d'inactivité.

Le tableau 3 diffère du tableau 2 car il ne mesure pas la fraction des personnes vivant une période creuse qui sont représentées dans certaines catégories (comme le sexe, l'âge et le niveau de scolarité) mais plutôt selon la vraisemblance pour un particulier, dans une catégorie donnée, d'épuiser ses prestations. À titre d'exemple, le tableau 2 indique clairement que seulement 42,1 % de toutes les personnes vivant une période creuse sont des femmes, alors que les hommes représentent 57,9 %. Cela laisse entendre qu'il est plus probable que les personnes vivant une période creuse soient des hommes. D'ailleurs, le tableau 3 montre que les prestataires saisonnières féminines sont plus susceptibles d'épuiser leurs prestations, car leur taux d'épuisement est de 15,9 points au-dessus du taux de leurs homologues masculins. Cela signifie qu'une prestataire saisonnière est plus susceptible d'épuiser ses prestations qu'un prestataire saisonnier. Deux constatations qui semblent contradictoires, à savoir que la majorité des personnes vivant une période creuse sont des hommes et que les prestataires saisonnières féminines sont plus susceptibles d'épuiser leurs prestations, peuvent s'expliquer par la composition de la population des prestataires saisonniers. Puisque seulement 33 % de tous les prestataires saisonniers sont des femmes, celles-ci représentent une proportion beaucoup plus petite des personnes vivant une période creuse, même si leur taux d'épuisement des prestations est plus élevé. Il est important de tenir compte de cette distinction lorsqu'on compare les deux tableaux.

Le tableau 3 indique plusieurs facteurs qui accroissent considérablement la probabilité pour un prestataire saisonnier de vivre une période creuse[9]. À titre d'exemple, 43,5 % de toutes les prestataires saisonnières épuisent leurs prestations d'a.-e., comparativement à seulement 28,6 % des prestataires saisonniers masculins. Parallèlement, 43,7 % de tous les prestataires saisonniers âgés de 55 ans ou plus épuisent leurs prestations d'a.-e. avant d'obtenir un nouvel emploi. De plus, le taux d'épuisement des prestataires saisonniers dans la région de l'Atlantique est très supérieur à la moyenne nationale, se situant à 44,6 %. Enfin, le taux d'épuisement des prestations des prestataires saisonniers dans les secteurs financiers et des services publics était considérablement supérieur à celui d'autres secteurs. Toutefois, il faut souligner que très peu de travailleurs saisonniers sont actuellement engagés dans ces secteurs[10].

[9] Bien qu'il semble que les prestataires non saisonniers du secteur des communications sont beaucoup plus susceptibles d'épuiser leurs prestations que les prestataires saisonniers, cela est probablement attribuable à la rareté du travail saisonnier dans ce secteur.

[10] De fait, 1,5 % seulement des prestataires saisonniers étaient engagés dans ces deux secteurs

## Tableau 3

**Prestataires n'ayant ni revenu d'emploi ni prestation d'a.-e. une fois terminée leur période de prestations**
(juillet 1995 - décembre 1997)[1]
(pourcentage)

| | Tous les prestataires | Prestataires saisonniers (personnes vivant une période creuse) | Prestataires non saisonniers |
|---|---|---|---|
| Total | 23,5 | 33,4 | 21,5 |
| Sexe | | | |
| Femme | 23,7 | 43,5 | 21,2 |
| Homme | 23,4 | 28,6 | 21,9 |
| Âge | | | |
| Jeune (15-24) | 21,0 | 25,8 | 19,9 |
| Intermédiaire (25-54) | 22,4 | 33,1 | 20,3 |
| Âgé (55+) | 36,3 | 43,7 | 34,3 |
| Éducation | | | |
| Études secondaires non terminées | 29,5 | 37,0 | 26,7 |
| Études secondaires terminées | 24,7 | 32,7 | 22,9 |
| Études postsecondaires | 19,5 | 30,0 | 18,4 |
| Autres | 20,6 | 13,2 | 21,9 |
| Région | | | |
| Atlantique | 32,9 | 44,6 | 27,0 |
| Québec | 24,6 | 31,0 | 23,3 |
| Ontario | 20,1 | 27,2 | 19,2 |
| Prairies | 21,9 | 32,0 | 20,2 |
| Colombie-Britannique | 21,1 | 27,0 | 20,2 |
| Industrie | | | |
| Agriculture | 39,1 | 37,3 | 41,7 |
| Primaire | 30,7 | 36,2 | 24,3 |
| Fabrication | 20,0 | 31,6 | 18,4 |
| Construction | 27,5 | 33,0 | 24,9 |
| Transports et entreposage | 16,5 | 26,6 | 13,9 |
| Communications | 26,8 | 10,5 | 27,5 |
| Autres services publics | 23,9 | 56,2 | 19,9 |
| Commerce | 26,5 | 38,0 | 25,4 |
| Finances | 25,5 | 54,7 | 24,6 |
| Éducation | 16,5 | 23,8 | 15,8 |
| Services d'affaires | 26,5 | 35,3 | 24,8 |
| Services publics | 29,7 | 42,0 | 27,2 |
| Administration publique | 26,3 | 31,7 | 25,3 |
| Autres | 51,6 | 55,2 | 49,7 |
| N | 15 594 | 3 645 | 11 949 |

*Nota :*
*1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale et exclut les personnes ayant connu une cessation d'emploi du T3 1996 au T4 1996, c.-à-d. la période de la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.*
*Source des données : EPCC et fichier de données sur l'a.-e.*

## Incidence de la réforme de l'a.-e.

Deux périodes sont utilisées dans l'analyse de l'incidence de la réforme de l'a.-e. sur les personnes vivant une période creuse. La première démarche consiste à saisir certains des effets immédiats en comparant les quatre trimestres avant la

réforme de l'a.-e. (de juillet 1995 à juin 1996) avec les quatre trimestres subséquents (janvier 1997 à décembre 1997). Ensuite, nous examinons les changements d'une année à l'autre qui se sont produits depuis la réforme de l'a.-e. Particulièrement, nous mettons l'accent sur les changements qui ont eu lieu dans la population vivant une période creuse entre l'exercice 1998-1999 et l'exercice 1999-2000.

**Quels sont les facteurs de la probabilité de vivre une période creuse?**

Dans le tableau 4, sont examinés les facteurs qui ont une incidence sur la probabilité pour un prestataire saisonnier de connaître une période d'inactivité en employant un modèle de probits. La présente partie porte essentiellement sur l'incidence de divers facteurs démographiques et non démographiques sur la vraisemblance d'une période d'inactivité, alors que dans les parties suivantes, nous analysons l'incidence de la réforme de l'a.-e. Le modèle de probits permet d'évaluer la probabilité pour un prestataire saisonnier de connaître une période d'inactivité et une non-couverture après avoir terminé une période de prestations suivant divers facteurs. Le modèle de probits a été choisi de préférence aux autres modèles pour deux raisons. Tout d'abord, le modèle de probits est utile lorsque la variable dépendante est binaire ou associée à deux résultats possibles seulement. En pareil cas, l'estimation, à savoir si une personne a vécu ou non une période creuse, ne permet que deux réponses : « oui » ou « non ». Le modèle de probits a également été choisi car il produit une estimation efficace de l'incidence du changement, exprimé en pourcentage, relativement à une des variables indépendantes associées à la probabilité de connaître une période d'inactivité.

Dans la deuxième colonne du tableau 4, est affiché le changement estimatif, exprimé en pourcentage, de la probabilité de connaître une période d'inactivité découlant d'un changement unitaire dans une variable indépendante particulière. Il s'agit actuellement d'un changement dans la pente de la fonction de vraisemblance à un point donné ou d'un changement exprimé en pourcentage dans la probabilité de vivre une période creuse en raison d'un changement infime dans une variable indépendante particulière. Le changement donne une estimation approximative de la probabilité de connaître une période d'inactivité en raison d'un changement unitaire dans la variable indépendante.

Dans la première partie du tableau 4, sont examinés des facteurs non démographiques qui comportent une incidence sur la probabilité pour un prestataire saisonnier de connaître une période d'inactivité, comme le nombre de semaines de travail qui figure sur le RE et le nombre moyen d'heures de travail pour chaque semaine sur le RE. Il en ressort que plus grand est le nombre de semaines de travail, tel qu'indiqué sur un RE, moins l'épuisement des prestations d'a.-e. est probable avant de trouver un nouvel emploi. Le coefficient indique que la probabilité de connaître une période d'inactivité diminue de 0,4 % pour chaque semaine supplémentaire de travail indiquée sur le RE. Le tableau montre également que les personnes qui ont travaillé moins de 35 heures étaient moins susceptibles de connaître une période d'inactivité que celles qui ont travaillé 35 heures ou plus. En effet, il semble que le fait de travailler moins

d'heures réduit la probabilité de vivre une période creuse. À titre d'exemple, une personne qui travaille en moyenne seulement 34 heures par semaine était moins susceptible (1,3 %) de vivre une période creuse qu'une personne qui travaille 35 heures par semaine. D'ailleurs, le fait qu'une personne travaille plus de 35 heures par semaine n'a aucune incidence sur la probabilité de vivre une période creuse.

Les facteurs démographiques ont également eu une incidence importante sur la détermination de la vraisemblance d'une période d'inactivité. Les personnes qui travaillent dans certaines régions, par exemple, étaient plus susceptibles de connaître une période d'inactivité. Plus particulièrement, les prestataires saisonniers à l'Î.-P.-É. étaient 14,1 % plus susceptibles de vivre une période creuse que les prestataires saisonniers en Ontario. Le tableau montre également que les prestataires saisonnières féminines étaient 4,8 % plus susceptibles d'épuiser leurs prestations que leurs homologues masculins. Les travailleurs saisonniers qui ont indiqué « autres » pour leur niveau d'études étaient également moins susceptibles de connaître une période d'inactivité, mais très peu de personnes sont visées par cette description[11]. Parallèlement, les travailleurs saisonniers du secteur des finances étaient beaucoup plus susceptibles de connaître une période d'inactivité que les personnes d'autres secteurs, mais ils représentent seulement un pourcentage moindre du nombre total de travailleurs saisonniers.

***Incidence initiale de la réforme de l'a.-e.***

Le tableau 4 emploie un modèle d'interaction pour déterminer l'incidence de la réforme de l'a.-e. sur les personnes vivant une période creuse. Le modèle d'interaction permet d'isoler les effets de divers éléments de la réforme de l'a.-e. et d'examiner comment chacun a influé sur la probabilité d'une période d'inactivité. Toutefois, l'effet général de la réforme de l'a.-e. n'est pas facile à saisir. Une comparaison simple des personnes vivant une période creuse et dont le RE indiquait une cessation d'emploi avant la réforme de l'a.-e. avec les personnes qui ont connu une telle période après la réforme de l'a.-e. ne tient pas compte de l'interrelation entre les différents changements stratégiques apportés au régime de l'a.-e. Le modèle d'interaction examine l'incidence de la réforme de l'a.-e. en isolant et en examinant les effets de changements particuliers du régime de l'a.-e. plutôt que de tenter de saisir tous les effets au moyen d'une seule variable nominale[12].

Le modèle de probits suivant examine l'incidence du changement d'un régime fondé sur les semaines comparativement à un régime fondé sur les heures. Il tient compte de cette incidence en comparant le nombre d'heures de travail comparativement à la période repère de travail hebdomadaire de 35 heures[13]. La

[11] De fait, seulement 2,1 % de tous les prestataires et 1,3 % de tous les prestataires saisonniers ont indiqué « autres » en réponse à la question sur leur niveau de scolarité.

[12] Plus particulièrement, il faut souligner que la variable nominale « réforme » dans le tableau 4 ne permet pas de saisir les effets de la réforme de l'a.-e.

[13] Le rapport de contrôle « La réforme de l'a.-e. et les travailleurs saisonniers » montre qu'il n'y a pas de changement important dans le nombre de semaines de travail après l'entrée en vigueur de

norme de 35 heures par semaine a été choisie parce qu'une personne qui travaille 35 heures par semaine serait admissible au même nombre de semaines de prestations, à la fois aux termes du régime d'a.-c. et d'a.-e. L'échantillon est réparti dans deux catégories de façon à analyser les différents effets de la réforme de l'a.-e. : ceux qui travaillent plus de 35 heures par semaine et ceux qui travaillent moins de 35 heures. Concernant les personnes qui travaillent plus de 35 heures par semaine, nous voulions savoir si les heures de travail supplémentaires permettraient de réduire la probabilité d'une période d'inactivité, une fois la réforme de l'a.-e. en vigueur. Parallèlement, concernant les personnes qui travaillent moins de 35 heures, nous voulions savoir si ces heures réduites faisaient accroître la probabilité d'une période d'inactivité.

Le tableau montre que la probabilité accrue d'une période d'inactivité était étroitement corrélée à la transition à un système fondé sur les heures pour les particuliers qui travaillent moins de 35 heures par semaine. En effet, les personnes qui travaillent moins de 35 heures par semaine ont réduit leur probabilité de connaître une période d'inactivité de 1 % pour chaque heure supplémentaire de travail[14]. D'un autre côté, les personnes qui travaillent plus de 35 heures par semaine n'ont pas connu de réduction importante de la probabilité d'une période d'inactivité en raison du nombre accru d'heures de travail hebdomadaire. D'autres facteurs comme le nombre de semaines d'emploi, tel qu'indiqué sur le RE, n'ont pas fait diminuer de façon notable la probabilité de vivre une période creuse après l'introduction de la réforme de l'a.-e.

---

la réforme de l'a.-e. C'est pourquoi, il est possible de considérer le nombre d'heures de travail comme une variable exogène.

[14] L'interprétation de cette variable est particulièrement difficile concernant les personnes qui travaillent moins de 35 heures par semaine. Le modèle de probits utilise la valeur absolue de l'écart entre 35 heures et le nombre d'heures de travail plutôt que le nombre d'heures de travail comme tel. Ainsi, lorsque le nombre d'heures de travail passe sous 35, la mesure actuelle employée dans la régression des probits est l'écart entre le nombre d'heures de travail et 35, c'est-à-dire l'écart s'accroît lorsque le nombre d'heures de travail diminue. Ainsi, l'accroissement de l'écart est corrélé à la probabilité accrue de vivre une période creuse. Ou bien, la probabilité de vivre une période creuse s'accroît lorsque le nombre d'heures de travail diminue.

## Tableau 4

## Analyse par probits de la probabilité pour les prestataires saisonniers de vivre une période creuse

(juillet 1995 - décembre 1997)[1]

| | Coeff. | Incidence (%) | Valeur p |
|---|---|---|---|
| Réforme[2] | -0,08 | -1,3 | 0,78 |
| Semaines d'admissibilité | -0,02 | -0,3 | 0,00 |
| Taux de chômage | 0,00 | 0,0 | 0,92 |
| Durée (en semaines) d'emploi indiquée sur le RE | -0,02 | -0,4 | 0,00 |
| Incidence de la réforme[3] | 0,00 | 0,0 | 0,79 |
| Plus de 35 heures de travail[4] | 0,00 | 0,1 | 0,41 |
| Incidence de la réforme[3] | -0,01 | -0,1 | 0,26 |
| Moins de 35 heures de travail[4] | -0,08 | -1,3 | 0,00 |
| Incidence de la réforme[3] | 0,07 | 1,0 | 0,04 |
| Sexe | | | |
| Homme | -0,29 | -4,8 | 0,01 |
| Femme (groupe témoin) | ... | ... | ... |
| Âge | | | |
| Jeune (15-24) | 0,28 | 5,1 | 0,24 |
| Intermédiaire (25-54) | 0,32 | 4,4 | 0,12 |
| Âgé (55+) (groupe témoin) | ... | ... | ... |
| Éducation | | | |
| Études secondaires non terminées (groupe témoin) | ... | ... | ... |
| Études secondaires terminées | -0,12 | -1,8 | 0,25 |
| Études postsecondaires | -0,04 | -0,6 | 0,78 |
| Autres | -0,51 | -5,6 | 0,09 |
| Province | | | |
| Terre-Neuve | 0,35 | 6,5 | 0,17 |
| Île-du-Prince-Édouard | 0,63 | 14,1 | 0,00 |
| Nouvelle-Écosse | 0,21 | 3,7 | 0,31 |
| Nouveau-Brunswick | 0,50 | 10,1 | 0,01 |
| Québec | 0,24 | 4,0 | 0,26 |
| Ontario (groupe témoin) | ... | ... | ... |
| Manitoba | 0,33 | 6,2 | 0,12 |
| Saskatchewan | 0,31 | 5,8 | 0,14 |
| Alberta | 0,19 | 3,4 | 0,36 |
| Colombie-Britannique | 0,22 | 3,9 | 0,32 |
| Industrie | | | |
| Agriculture | 0,04 | 0,7 | 0,90 |
| Primaire | 0,17 | 2,9 | 0,54 |
| Fabrication | -0,01 | -0,2 | 0,96 |
| Construction | 0,20 | 3,4 | 0,48 |
| Transports et entreposage | 0,22 | 3,8 | 0,52 |
| Communications | ... | ... | ... |
| Autres services publics | -0,32 | -4,0 | 0,58 |
| Commerce | 0,01 | 0,2 | 0,97 |
| Finances | 1,34 | 39,9 | 0,03 |
| Éducation | -0,38 | -4,8 | 0,22 |
| Services d'affaires | 0,04 | 0,6 | 0,90 |
| Services publics | 0,09 | 1,5 | 0,85 |
| Administration publique (groupe témoin) | ... | ... | ... |
| Autres | -0,70 | -6,6 | 0,09 |
| Variable constante | 0,09 | ... | 0,82 |
| N | | | 3 460 |

*Nota :*

1. *Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale et exclut les personnes qui ont connu une cessation d'emploi du T3 1996 au T4 1996, période de la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.*
2. *La variable « réforme » ne saisit pas l'effet global de la réforme de l'a.-e. en raison d'interactions avec d'autres variables.*
3. *« Incidence de la réforme de l'a.-e. » se rapporte au changement, exprimé en pourcentage, dans la probabilité d'une période d'inactivité après la réforme de l'a.-e. en raison de l'augmentation du nombre d'heures ou de semaines.*
4. *Le nombre d'heures de travail en plus et en sus de 35 se rapporte à la valeur absolue de l'écart entre le nombre actuel d'heures de travail et 35.*

*Source des données : EPCC et fichier de données sur l'a.-e.*

Le tableau 5 examine comment les facteurs démographiques de base des personnes vivant une période creuse ont changé après la mise en oeuvre de la réforme de l'a.-e. Il montre que les caractéristiques de cette population ne semblent pas avoir changé outre mesure. Toutefois, l'introduction de la réforme de l'a.-e. correspond à la réduction dans la proportion des prestataires saisonniers qui ont connu une période d'inactivité, passant de 37,4 % à 29,4 %. Il semble que la transition à un régime fondé sur les heures est également corrélée à l'augmentation du nombre moyen de semaines d'admissibilité. En effet, la période d'admissibilité moyenne des travailleurs saisonniers a augmenté, passant de 29,4 à 30,6 semaines. Il y a également une baisse notable du pourcentage des personnes de moins de 25 ans qui ont connu une période creuse, passant de 11,9 % à 6,6 %, ainsi qu'une diminution du nombre de personnes vivant une période creuse en Alberta, qui est passé de 6,5 % à 3,6 %.

## Tableau 5

### Population de personnes vivant une période creuse

(pourcentage)

| | Période antérieure à la réforme de l'a.-e. (T3 1995 - T2 1996)[1] | Période postérieure à la réforme de l'a.-e. (T1 1997 - T4 1997)[1] | Statistique t |
|---|---|---|---|
| % des prestataires saisonniers qui ont vécu une période creuse[2] | 37,4 | 29,4 | -2,88 |
| Nombre de semaines d'admissibilité des prestataires saisonniers | 29,4 | 30,6 | 2,18 |
| Nombre de semaines d'admissibilité des personnes vivant une période creuse | 26,5 | 29,0 | 4,46 |
| Sexe | | | |
| Homme | 59,0 | 56,5 | -0,5 |
| Femme | 41,0 | 43,5 | 0,5 |
| Âge | | | |
| Jeune (15-24) | 11,9 | 6,6 | -2,0 |
| Intermédiaire (25-54) | 73,8 | 77,5 | 0,8 |
| Âgé (55+) | 14,4 | 15,9 | 0,4 |
| Éducation | | | |
| Études secondaires non terminées | 45,1 | 48,9 | 0,8 |
| Études secondaires terminées | 29,9 | 28,5 | -0,3 |
| Études postsecondaires | 24,6 | 21,4 | -0,7 |
| Autres | 0,4 | 1,1 | 1,0 |
| Province | | | |
| Terre-Neuve | 7,9 | 10,2 | 1,5 |
| Île-du-Prince-Édouard | 3,7 | 4,1 | 0,7 |
| Nouvelle-Écosse | 8,3 | 8,5 | 0,2 |
| Nouveau-Brunswick | 12,9 | 12,5 | -0,2 |
| Québec | 29,0 | 30,1 | 0,2 |
| Ontario | 15,7 | 17,0 | 0,3 |
| Manitoba | 3,6 | 2,9 | -0,8 |
| Saskatchewan | 3,4 | 2,7 | -1,0 |
| Alberta | 6,5 | 3,6 | -2,0 |
| Colombie-Britannique | 9,1 | 8,2 | -0,4 |
| Industrie | | | |
| Agriculture | 8,9 | 7,2 | -0,7 |
| Primaire | 13,0 | 14,4 | 0,5 |
| Fabrication | 11,1 | 14,4 | 1,2 |
| Construction | 21,5 | 22,3 | 0,2 |
| Transports | 4,6 | 4,7 | 0,0 |
| Communications | 0,0 | 0,2 | 1,0 |
| Autres services publics | 0,7 | 0,4 | -0,6 |
| Commerce | 8,1 | 7,2 | -0,3 |
| Finances | 1,6 | 0,2 | -1,3 |
| Éducation | 7,4 | 7,4 | 0,0 |
| Affaires | 12,6 | 13,6 | 0,3 |
| Services publics | 3,4 | 3,7 | 0,1 |
| Administration publique | 3,7 | 4,2 | 0,2 |
| Autres | 1,4 | 0,0 | -1,6 |
| N | 719 | 639 | 1 358 |

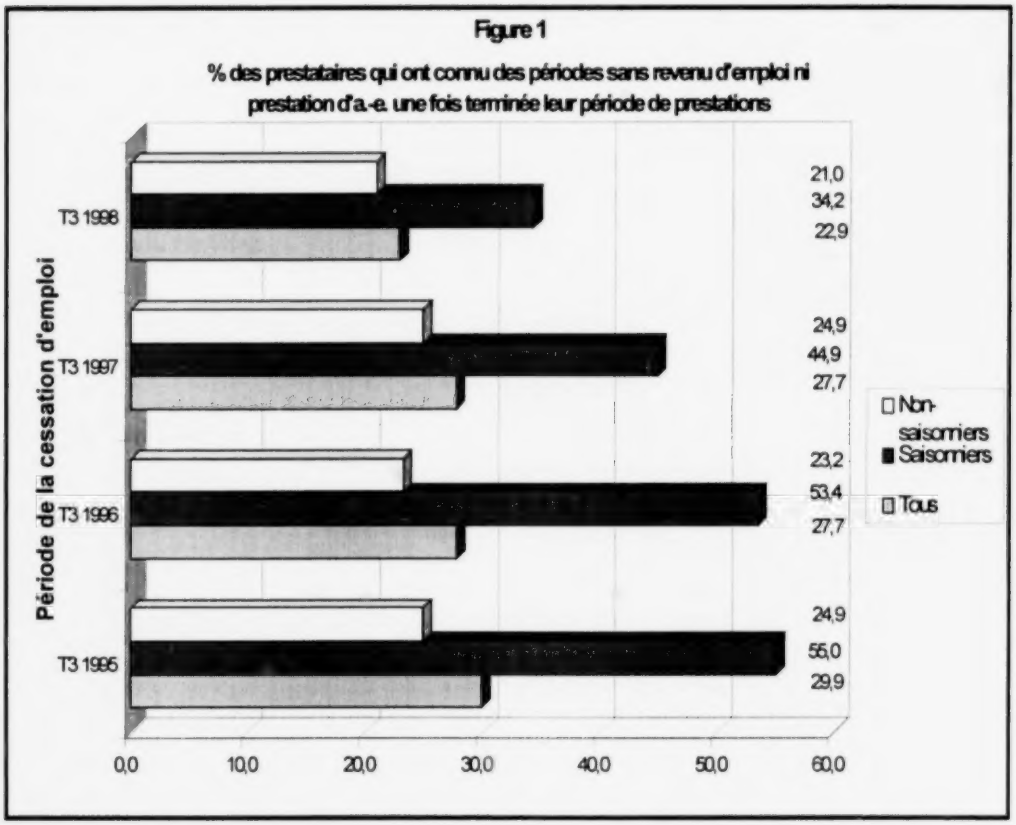
*Nota :*

1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.
2. *Les pourcentages de la rangée 1 sont fondés sur 4 056 observations.*

*Source des données : EPCC et fichier de données sur l'a.-e.*

***Changements d'une année à l'autre dans la population des personnes vivant une période creuse***

Dans la présente section, nous examinons les changements d'une année à l'autre qui se sont produits depuis la réforme de l'a.-e. Les données les plus récentes publiées afin d'examiner les changements d'une année à l'autre concernent les personnes qui ont connu une cessation d'emploi au troisième trimestre de 1999. Afin de tenir compte des facteurs saisonniers, ces nouvelles données ont été comparées aux données antérieures qui ont été recueillies sur les cessations d'emploi au troisième trimestre. La figure 1 montre que le pourcentage des prestataires saisonniers qui connaissent une période d'inactivité continue de diminuer depuis l'entrée en vigueur de la réforme de l'a.-e. Plus particulièrement, les données recueillies pour l'exercice 1999-2000 montrent que la tendance semble se maintenir.



## Conclusion

Les personnes vivant une période creuse représentent un segment moindre mais tout de même important de la population active du Canada. La question revêt une importance particulière dans la région de l'Atlantique où de nombreux travailleurs dépendent du travail saisonnier pour subvenir à leurs besoins. Depuis l'entrée en vigueur de la réforme de l'a.-e. en 1996, le pourcentage des particuliers qui connaissent une période d'inactivité a diminué, passant de 37,4 % à 29,4 % de tous les prestataires saisonniers. Cette diminution est attribuable en partie à la transition au régime fondé sur les heures, qui est plus équitable à l'endroit de ceux qui travaillent plus d'heures, car il leur accorde une période de prestations plus longue.

Des analyses futures possibles pourraient porter sur l'incidence de la réforme de l'a.-e. sur la durée moyenne des périodes d'inactivité et l'incidence du travail pendant une période de prestations sur la durée de la période d'inactivité.

## Notes techniques

Tous les tableaux comprennent des données de juillet 1995 à juin 1996 (cohortes 1 à 4) et de janvier 1997 à décembre 1997 (cohortes 7 à 10). Les données de juillet 1996 à décembre 1996 (cohortes 5 et 6) sont exclues, car la réforme entrait progressivement en vigueur durant cette période. Les données de janvier 1998 à juin 1998 (cohortes 11 et 12) n'étaient pas accessibles.